



Munich Personal RePEc Archive

# **Job search strategies and unemployment duration before the first job**

Mareva Sabatier

Université de Savoie

2002

Online at <http://mpra.ub.uni-muenchen.de/10500/>

MPRA Paper No. 10500, posted 15. September 2008 07:01 UTC

---

## **STRATEGIES D'INSERTION ET DUREE D'ACCES AU PREMIER EMPLOI**

Une analyse microéconométrique sur le Panel téléphonique du CEREQ (1989-93)

**Mareva Sabatier**  
IREGE, Université de Savoie  
UFR ATE  
Domaine Universitaire d'Annecy-le-Vieux  
4, chemin de Bellevue  
74 016 Annecy-le-Vieux

e-mail : [mareva.sabatier@univ-savoie.fr](mailto:mareva.sabatier@univ-savoie.fr)

---

### Résumé :

Cet article propose d'analyser l'efficacité comparée des stratégies d'insertion en termes de durée d'accès au premier emploi. Pour ce faire, une application microéconométrique en deux étapes est proposée. Dans un premier temps, les procédures de choix des stratégies de prospection (type et nombre de modes d'insertion mobilisés) sont analysées, à l'aide d'un probit trivarié, afin de déterminer si ces procédures sont sélectives. Dans un deuxième temps, des modèles de durée à risques concurrents sont estimés pour rendre compte de l'effet des stratégies d'insertion sur la durée d'accès au premier emploi, en distinguant deux issues au chômage : l'accès à un emploi traditionnel et l'accès à un emploi aidé. Deux conclusions peuvent être tirées de ces applications. Premièrement, le choix des stratégies de prospection est endogène. Deuxièmement, ces stratégies ont des impacts fortement discriminants sur la durée de chômage selon le type d'emploi trouvé.

Mots clés : stratégies de recherche, durée de chômage, probit trivarié, modèle de durée semi paramétrique à issues concurrentes.

### **Search Strategies and Unemployment Duration**

#### Abstract :

This paper aims at estimating the impact of search strategies (effort and search channels) on unemployment duration. A two-step microeconomic application is used. First, the choice process of search strategies (number and type of search media used) is analysed. Second, competing risk models are estimated in order to evaluate the compared efficiency of search strategies. Results conclude to the endogeneity of the search strategies choice and to strong impacts of effort and search media on the first job access duration, according to the type of job found.

Key-words : search strategies, unemployment duration, trivariate probit model, competing risk models

## **Introduction :**

Les conditions d'accès ou de retour à l'emploi ont suscité de nombreuses études en économie du travail. Les analyses en équilibre complet (Mortensen, Pissarides, 1999) ont notamment mis l'accent sur l'effet des conditions macroéconomiques (tensions sur le marché du travail) sur la vitesse d'appariement entre offres et demandes d'emploi. En focalisant l'attention sur le comportement de recherche de l'une des deux parties, le plus souvent les demandeurs d'emploi, les analyses en équilibre partiel, inspirées de la théorie du *job search* (Mortensen, 1986), ont permis de dégager l'influence des caractéristiques individuelles (Ahn, Ugidos-Olazabal, 1995) et des politiques publiques pour l'emploi (Christophides, Mc Kenna, 1996 ; Bonnal, Fougère, Sérandon, 1997) sur les transitions individuelles sur le marché du travail.

Malgré l'abondance de travaux empiriques, relativement moins d'études ont été consacrées à l'analyse spécifique du choix et de l'efficacité des stratégies individuelles de recherche d'emploi. Pourtant, si, théoriquement, le taux de sortie du chômage dépend positivement de deux arguments : le taux d'arrivée des offres d'emploi et la probabilité d'accepter l'offre reçue (Mortensen, 1986), Devine et Kiefer (1990) soulignent qu'en pratique, le taux d'arrivée des offres joue le plus grand rôle, les taux de refus d'emploi étant assez faibles. Or, le taux de collecte des offres d'emploi est lui-même dépendant des stratégies de prospection. En se référant à la *parabole des petites îles* de Phelps (1970), le choix de ces stratégies est même la pierre angulaire de la prospection puisqu'il conditionne la manière dont les individus collectent l'information sur les postes à pourvoir, but premier de la recherche d'emploi.

Dans la littérature, les stratégies de prospection d'emploi ont, le plus souvent, été stigmatisées à travers la seule intensité de recherche, c'est-à-dire l'effort déployé par les individus (Benhabib, Bull, 1983). S'il apparaît évident que l'investissement en temps dans l'activité de

recherche doit se traduire par un taux plus élevé d'arrivée des offres d'emploi et, au final, un accès plus rapide à l'emploi, d'autres facteurs, comme les canaux de collecte d'information mobilisés, peuvent relever de la stratégie individuelle de prospection (Kahn, Low; 1990) et alors être susceptibles d'expliquer les durées de recherche. Partant de ce constat, Belzil (1996) analyse deux modes exclusifs d'accès à l'emploi : la recherche sur le marché, supposé parfaitement homogène, et la recherche dans l'emploi. L'introduction de cette dichotomie dans les stratégies de prospection conduit alors à une forte différenciation des trajectoires de retour à l'emploi selon le mode d'insertion choisi.

Cependant, plusieurs enquêtes internationales menées dans les pays de l'OCDE (Clark, 1999) ont remis en cause cette vision assez manichéenne opposant la prospection des chômeurs-chercheurs et celle des employés-chercheurs, en rendant compte d'une pluralité des modes d'insertion disponibles sur le marché du travail pour les chômeurs-chercheurs.

Ainsi, trois modes principaux semblent être mobilisés, seuls ou combinés, par les demandeurs d'emploi (Lindeboom, Van Ours, 1997) : les procédures marchandes (candidatures spontanées et petites annonces), les intermédiaires institutionnels (services publics et privés de placement) et le réseau social (relations personnelles et professionnelles). Les deux derniers modes relevant de l'intervention d'un intermédiaire dans la prospection semblent même être les modes dominants puisqu'ils sont mobilisés dans environ trois quart des transitions vers l'emploi, d'après l'Enquête Emploi réalisé par l'INSEE en 1994 (Lagarenne et Marchal, 1995). Dans tous les cas, les modes de recherche produisent un effet discriminant sur le taux de sortie du chômage (Holzer, 1987; Osberg, 1993).

A la lumière de ces faits stylisés, l'objectif de cet article est d'analyser l'efficacité comparée des stratégies de recherche, c'est-à-dire du choix conjoint de l'effort et des modes de prospection, en termes de durée d'accès au premier emploi.

Contrairement à la plupart des études menées (Jones, 1989), nous proposons de lever l'hypothèse d'exogénéité des stratégies d'accès à l'emploi. En effet, si les auteurs ont souligné l'existence de biais de sélection dans le choix de l'intensité de recherche, la sélectivité du choix des modes n'a que peu été envisagée. Or, Giret, Karaa et Plassard (1996) mettent en évidence l'influence des attributs personnels sur ce choix, en particulier l'impact du capital humain.

Cet article se structure comme suit. Dans une première section, nous rappelons quels mécanismes peuvent expliquer les effets différenciés des stratégies de prospection sur les durées d'accès à l'emploi. Dans une deuxième section, nous présenterons les données de l'enquête "Panel Téléphonique" (1989-93) du CEREQ sur lesquelles reposent les estimations économétriques de l'efficacité des stratégies de prospection. Cette enquête fournit pour la transition vers le premier emploi des informations sur le comportement de recherche de jeunes sortis du système éducatif sans le baccalauréat général. Enfin, dans la troisième section, nous présentons et commentons les résultats des estimations des durées d'accès au premier emploi par un modèle semi-paramétrique de durée à issues concurrentes, tenant compte à la fois de la pluralité et de la sélectivité des stratégies de recherche, de l'existence de termes d'hétérogénéité inobservable et de l'hétérogénéité des issues au chômage.

### **I- Stratégies d'insertion et durée de la recherche d'emploi : une revue de la littérature**

En ne tenant compte que de l'effort consacré à l'activité de recherche d'emploi, les modèles élémentaires de prospection d'emploi (Mortensen, 1986) réduisent les stratégies de

prospection au seul choix du temps passé à la recherche. Pourtant, dès 1966, Rees souligne qu'au-delà de la quantité d'information collectée, il est important d'analyser plus qualitativement cette information et, notamment, de tenir compte des canaux de collecte. Cet auteur oppose ainsi deux types de modes d'insertion : les modes formels regroupant essentiellement les procédures marchandes (candidatures spontanées et petites annonces) et les modes informels découlant de la mobilisation des liens sociaux. Or, selon le mode mobilisé, l'information collectée est de nature différente. Ainsi, les modes formels assurent une recherche *extensive*, c'est-à-dire qu'ils permettent l'accumulation d'informations standardisées (salaire, type de contrat...) sur un très grand nombre d'offres d'emploi. A l'opposé, les modes informels permettent une recherche *intensive*, qui donnent accès à des informations plus riches (conditions de travail, définition précise des tâches à effectuer...) mais sur un petit nombre d'offres d'emploi. Le choix des demandeurs d'emploi entre ces deux modes dépendrait alors de leurs besoins en information mais aussi de leurs capacités à mobiliser ces deux modalités.

L'opposition entre ces deux types de modes d'insertion est rapidement devenue obsolète avec l'émergence et le développement des intermédiaires institutionnels, qu'il s'agisse des agences publiques ou privées pour l'emploi. Bull, Ornati et Tedeshi (1987) démontrent que ces intermédiaires permettent de prendre en charge une partie des coûts de prospection et de recrutements et ainsi de favoriser un appariement plus rapide et de meilleure qualité entre offreurs et demandeurs d'emploi. Les intermédiaires institutionnels permettraient donc de combler certains manquements du marché. Baudry (1994) reprend cette analyse et rend compte des nombreuses analogies entre le statut des sous-traitants en économie industrielle et celui des agences de placement sur le marché du travail. Pour lui, ces intermédiaires sont en effet des *formes hybrides d'organisation*, en situation de *quasi-intégration*, au même titre que les sous-traitants, qui émergent entre une recherche internalisée (à travers la recherche dans

l'emploi pour les offreurs de travail ou la direction des ressources humaines pour les firmes) et une recherche sur le marché. A partir de cette analyse néo-institutionnelle des agences pour l'emploi, Baudry souligne que ces intermédiaires sont la stratégie la plus efficace lorsque les compétences demandées par l'entreprise et détenues par le chômeur sont moyennement spécifiques. Dans ce cas, les intermédiaires permettent de limiter à la fois les coûts de la bureaucratie et d'opportunisme. En développant cette analyse, Lesueur (1996) montre que si le recours aux intermédiaires institutionnels répond bien à une logique de sous-traitance, une diversité de liens entre les donneurs d'ordre (entreprises ou chômeurs) et les intermédiaires, peut être observée selon le degré d'implication de l'intermédiaire dans la relation d'emploi. Ainsi, lorsque l'agence de placement est utilisée seulement en tant que filtre des candidatures ou des offres dans le but de réduire les coûts de prospection, cet intermédiaire s'inscrit dans la logique d'une *quasi-intégration verticale*. Il permet alors de mener une recherche plutôt extensive en privilégiant la sélection des offres sur la base de critères simples et rapidement discriminatoires. Par contre, lorsque l'intermédiaire est davantage engagé dans une logique de partenariat (*quasi-intégration oblique*) en participant, par exemple, activement à la définition des critères de sélection des offres, il assure une recherche plutôt intensive.

L'analyse néo-institutionnelle des agences de placement sur le marché du travail permet donc de compléter l'analyse de Rees (1966) en intégrant l'action des services de placement en tant que pourvoyeurs d'informations. En outre, les analyses sociologiques menées à partir des travaux précurseurs de Granovetter (1973) ont permis de préciser le rôle des relations sociales, modes informels de prospection d'emploi. Ces relations divisées entre les *liens forts*, les relations personnelles, et les *liens faibles*, les relations professionnelles, assurent non seulement la collecte d'information sur les offres d'emploi mais mettent aussi en jeu une personne qui sert de garant dans la relation d'emploi. Cette personne engage sa propre



réputation en recommandant un individu auprès d'un employeur, ce qui permet de réduire l'incertitude lors de l'emploi.

Au final, les procédures marchandes, le réseau social et les intermédiaires institutionnels donnent chacun accès à des informations de nature différente sur les postes à pourvoir. De ce fait, ces modes peuvent affecter de manière discriminante les sorties du chômage. Cette hypothèse a été soumise aux faits notamment par Jones (1989), à partir de données britanniques puis par Osberg (1993) sur des données canadiennes. Si l'analyse de Jones (1989) ne conduit pas à des effets significatifs des modes de prospection sur les probabilités de recevoir une offre d'emploi, celle d'Osberg (1993), par contre, rend compte d'une influence discriminante des modes de prospection sur les durées d'accès à l'emploi. Elle souligne notamment la moindre efficacité des services publics de placement qui sont associés aux taux de sortie du chômage les plus bas, résultat aussi mis en évidence par Adnett (1987). Cette relative inefficacité des agences publiques de placement est imputée à deux facteurs : d'une part le recours à de tels intermédiaires aurait un effet désincitatif sur la recherche personnelle, d'autre part il ne donnerait accès qu'à des offres d'emploi peu qualifiées, n'attirant alors que les demandeurs les moins diplômés éprouvant le plus de difficultés à sortir du chômage.

Face à ces résultats empiriques et afin d'amender la théorie élémentaire de recherche d'emploi en équilibre partiel, Fougère, Pradel et Roger (1996) proposent de modéliser le taux d'arrivée des offres d'emploi comme dépendant non plus du seul effort de prospection mais aussi de la probabilité de recevoir une offre par le canal de l'agence publique de placement française, l'Agence Nationale pour l'Emploi (ANPE). Ainsi, le chômeur-chercheur doit arbitrer entre deux stratégies : la recherche individuelle, dite stratégie active, et la recherche par l'ANPE, gratuite, et qualifiée de stratégie passive. Le dépassement de l'hypothèse d'un taux d'arrivée des offres d'emploi à un seul argument conduit à des propriétés d'équilibre ambiguës quant à

l'effet du recours à l'ANPE sur la durée de chômage. Mais, cette ambiguïté est levée grâce à l'estimation économétrique, basée sur les données du "Suivi de chômeurs" de l'ANPE (1986-88), des prédictions théoriques du modèle recherche d'emploi construit. Les résultats révèlent ainsi un impact significativement positif du taux d'arrivée des offres par l'intermédiaire de l'ANPE sur le taux de sortie du chômage. Ce mode de recherche ne serait donc pas, contrairement aux conclusions des études pré-citées, un concurrent de la recherche individuelle qu'il défavoriserait mais produirait bien des effets propres suffisamment importants pour accélérer l'accès à l'emploi.

Ces tentatives pour introduire les modes de prospection comme déterminants des durées de chômage concluent donc à leurs effets discriminants, même si elles amènent parfois à des résultats contradictoires, surtout concernant l'effet des services publics de placement. Le point commun de ces analyses est que toutes supposent que le choix des modalités d'insertion est exogène. Or, si, comme le souligne Rees (1966), les demandeurs d'emploi choisissent leur stratégie de recherche en fonction de leurs besoins en information et leurs capacités à mobiliser les différentes modes, la procédure de choix des stratégies ne peut être aléatoire. D'ailleurs, plusieurs enquêtes (rapport Clark, 1999; Enquête Emploi, 1994) mettent en avant que les attributs individuels, en particulier les niveaux d'éducation et d'expérience, affectent très fortement les fréquences de choix des différents modes d'insertion. Ainsi, les plus diplômés recherchent davantage en mobilisant les procédures marchandes ou leurs réseaux de relations. En effet, leur forte dotation en capital humain est un signal suffisamment lisible pour être retranscrit efficacement à travers les procédures marchandes (Bishop, 1993). En outre, le capital humain est positivement lié avec la densité des connexions sociales (Marry, 1992). Les opportunités de recours au réseau sont donc plus élevées pour les individus les plus fortement dotés en capital humain. A l'opposé, les individus les moins diplômés semblent

opter en priorité pour une recherche par l'intermédiaire des services publics de placement, qui leur donnent accès gratuitement à des offres adaptées à leur niveau de qualification, voire à des aides à la recherche (Lizé, 2000). Or, le capital humain affecte aussi significativement la durée de chômage. La double influence de cette caractéristique sur la durée et le choix des modes risque alors de conduire à des biais d'endogénéité lors de l'évaluation de l'efficacité des stratégies de prospection. Une méthode d'estimation permettant de corriger ces biais éventuels doit donc être mise en œuvre.

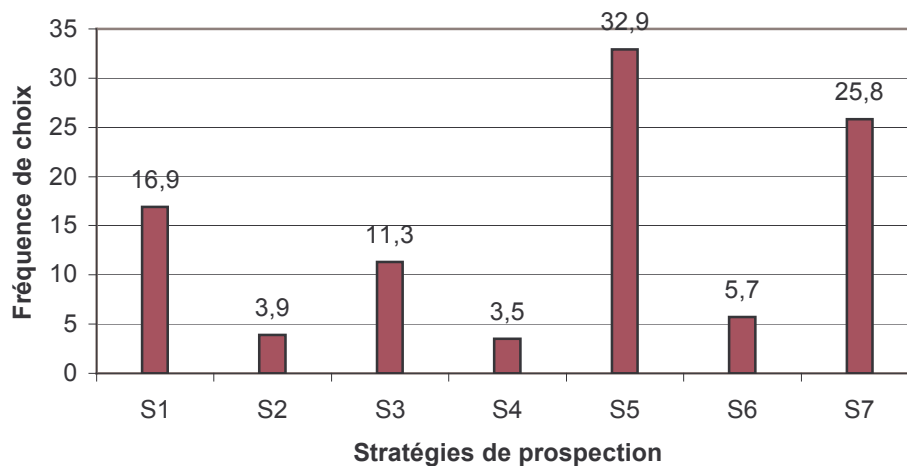
## **II- Analyse descriptive de la base de données**

Le *Panel Téléphonique* du CEREQ (1989-93) est une enquête longitudinale qui a permis de suivre les transitions sur le marché du travail de jeunes sortant du système éducatif français en 1989 et détenant au maximum un baccalauréat non généraliste. La période d'observation étant suffisamment longue, l'enquête renseigne parfaitement sur les durées d'accès au premier emploi, qui sont donc non-censurées, et sur les modes de prospection mobilisés par les individus au cours de cette recherche d'emploi. En focalisant l'attention sur cette primo-transition sur le marché du travail, on note ainsi que les jeunes interviewés (soit 2514 individus) ont, pour rechercher leur premier emploi, mobilisé à 78,7% un intermédiaire institutionnel, c'est-à-dire très majoritairement les services de l'ANPE; à 76,7% les procédures marchandes et à 39,2% leur réseau social. Ces individus ont donc opté dans près de deux cas sur trois pour une combinaison de modes, le nombre moyen de modes utilisés lors de cette recherche étant de 1,5. Or, en suivant Devine et Kiefer (1993), le nombre de modes mobilisés peut être considéré comme une approximation valable de l'intensité de prospection. Grâce à l'information sur les modes d'insertion utilisés, une analyse conjointe du nombre et du type de modes peut donc être menée. Elle aboutit à la définition des sept stratégies alternatives de prospection suivantes :

- S<sub>1</sub>- Utiliser les intermédiaires institutionnels uniquement
- S<sub>2</sub>- Utiliser le réseau social
- S<sub>3</sub>- Utiliser les procédures marchandes
- S<sub>4</sub>- Combiner les intermédiaires et le réseau
- S<sub>5</sub>- Associer les intermédiaires et les procédures marchandes
- S<sub>6</sub>- Combiner les procédures marchandes et le réseau social
- S<sub>7</sub>- Combiner les trois modes de recherche

Les fréquences de recours à ces stratégies concurrentes sont assez hétérogènes comme en témoigne l'histogramme ci-dessous :

Figure 1 : Le recours aux différentes stratégies de prospection (en %)



Les individus enquêtés ont privilégié trois stratégies principales pour rechercher leur premier emploi : l'utilisation de la seule ANPE (S1), la combinaison des procédures marchandes et de l'ANPE (S5) et le recours aux trois modes. Par contre, les stratégies incorporant le réseau social, utilisé seul (S2) ou combiné avec un autre mode (S4, S6), sont les moins usitées. Une explication à ce fait stylisé pourrait tenir au fait que les individus du *Panel Téléphonique* sont des jeunes entrant sur le marché du travail, ne disposant donc d'aucune relation professionnelle (absence de liens faibles). Leur réseau se réduit alors à leurs relations personnelles, limitant les opportunités de recours à ce mode.

Au delà de la pluralité des stratégies de prospection, l'analyse statistique de la base de données rend compte de l'influence des stratégies sur la durée d'accès au premier emploi.

Tableau 1 : Stratégies de prospection et durée moyenne de chômage

En mois	S1	S2	S3	S4	S5	S6	S7
Durée observée	14,3	12,4	14,2	13,5	14,8	15,7	15,2
Durée accès aidé	10,7	13,6	14,0	11,7	14,6	18,7	14,8
Durée accès CDD	19,2	8,4	15,5	14,9	17,7	15,6	18,6
Durée accès CDI	13,9	14,7	15,6	13,8	14,3	16,0	14,2

Rappel : S1- Utiliser les intermédiaires institutionnels uniquement; S2- Utiliser le réseau social; S3- Utiliser les procédures marchandes; S4- Combiner les intermédiaires et le réseau; S5- Associer les intermédiaires et les procédures marchandes; S6- Combiner les procédures marchandes et le réseau social; S7- Combiner les trois modes de recherche

D'après le tableau 1, il existe bien des différences notables dans les durées moyennes d'accès au premier emploi, selon la stratégie de prospection mobilisée. Ainsi, la stratégie associée aux durées moyennes de recherche les plus courtes est la stratégie S2, c'est-à-dire le recours exclusif au réseau social. Par contre, les stratégies 6 et 7 semblent être liées avec des insertions plus lentes. Mais, l'hétérogénéité des durées moyennes de chômage s'avère être plus forte lorsque l'issue au chômage est prise en compte. L'utilisation du seul réseau social (S2) reste associée aux accès les plus rapides uniquement pour les contrats à durée déterminée (CDD), alors que les durées d'accès aux emplois aidés sont les plus faibles lorsque les services de l'ANPE sont utilisés comme mode unique de prospection (S1). Pour l'accès aux contrats à durée indéterminée (CDI), par contre, il semble difficile de dégager un lien net entre durée moyenne de recherche et stratégies, étant donné la relative homogénéité des durées observées. Néanmoins, ces résultats ne peuvent nous permettre de conclure directement à l'existence d'un lien de causalité entre stratégies de prospection et durée de chômage puisque l'hétérogénéité individuelle n'est pas prise en compte. En outre, l'analyse statistique de la base de données rend compte de l'impact discriminant des attributs individuels<sup>1</sup> sur les fréquences de choix des stratégies de prospection.

---

<sup>1</sup> La liste des noms des variables, leur définition exacte et leurs statistiques descriptives sont donnés en annexe1.

Tableau 2 : Stratégies de recherche du 1<sup>er</sup> emploi et caractéristiques individuelles.

En %	S1	S2	S3	S4	S5	S6	S7
<b>HOM</b>	60,7	59,7	38,9	46,4	41,9	48,9	39,4
<b>PFRANC</b>	85,8	80,9	86,9	91,6	85,7	86,8	84,9
<b>CEL</b>	79,9	84,4	74,1	85,5	77,6	80,9	80,2
<b>RESP</b>	77,2	75,8	63,8	69,2	68,3	71,3	72,8
<b>PEMPL</b>	66,9	66,6	67,4	69,1	66,7	74,6	72,6
<b>MEMPL</b>	36,4	40,6	32,3	43,9	39,8	45,6	38,1
<b>CAP</b>	29,3	37,1	50,8	42,9	51,1	47,8	53,8
<b>BEP</b>	19,2	20,9	30,5	23,2	25,9	34,4	26,6
<b>BAC</b>	12,9	17,7	18,1	19,7	16,1	15,6	10,8

Rappel : S1- Utiliser les intermédiaires institutionnels uniquement; S2- Utiliser le réseau social; S3- Utiliser les procédures marchandes; S4- Combiner les intermédiaires et le réseau; S5- Associer les intermédiaires et les procédures marchandes; S6- Combiner les procédures marchandes et le réseau social; S7- Combiner les trois modes de recherche

D'après le tableau 2, il apparaît que les hommes (HOM), les individus habitant chez leurs parents (RESP) choisissent davantage les stratégies 1 et 2 (utiliser les intermédiaires et mobiliser le réseau). Par contre, les individus ayant des parents français (PFRANC) utilisent davantage la stratégie 4, combinant intermédiaires et réseau. Les célibataires (CEL), quant à eux, mobilisent davantage les stratégies 2 et 4. Le statut des parents sur le marché du travail semble également jouer un rôle sur les fréquences de choix des stratégies. D'une part, les personnes ayant un père actif (PEMPL), par rapport à ceux dont le père est retraité ou chômeur, utilisent davantage les stratégies 6 et 7, c'est-à-dire associer le réseau et les procédures marchandes et combiner les trois modes de recherche. D'autre part, les enfants de mères actives (MEMPL) semblent privilégier les stratégies 4 et 6.

Mais, le calcul des fréquences de choix des modes par caractéristique individuelle met surtout en avant l'impact discriminant du niveau de diplôme. Celui-ci est en effet lié négativement aux fréquences de choix de la stratégie 1. Ce résultat statistique semble donc être en accord avec le fait stylisé selon lequel les utilisateurs des services publics de placement sont majoritairement des individus non diplômés qui recherchent auprès de ces intermédiaires des offres d'emploi gratuites et des aides à la prospection. Par contre, les diplômés semblent privilégier les stratégies 3, 6 et 7. En tenant compte du niveau de diplôme, on peut montrer

que les titulaires d'un CAP mobilisent davantage la stratégie 7; ceux détenant un BEP privilégient la stratégie 6 et les bacheliers préfèrent utiliser la stratégie 4.

L'analyse statistique de la base de données atteste donc de la nécessaire prise en compte des modes d'insertion, et surtout de leurs multiples combinaisons, comme déterminants potentiels des durées individuelles d'accès au premier emploi. Néanmoins, pour obtenir une évaluation sans biais de l'effet des stratégies de recherche d'emploi sur la durée, il semble indispensable de tenir compte de la règle de sélection de ces stratégies, cette règle semblant dépendante des caractéristiques des chômeurs et plus particulièrement de leur niveau de diplôme.

### **III- Applications microéconométriques**

Afin d'évaluer l'effet des stratégies d'insertion sur la durée d'accès au premier emploi tout en levant l'hypothèse d'exogénéité de leur procédure de choix, nous adoptons une méthode d'estimation économétrique en deux étapes, découlant de la *méthode des variables instrumentales* (Heckman et Robb, 1985). Dans un premier temps, nous nous intéresserons aux déterminants du choix des stratégies, puis, dans un deuxième temps, à ceux de la durée de recherche en mettant l'accent sur l'effet des stratégies, considérées comme endogènes.

#### **1- Le choix des stratégies de prospection**

A partir des trois modes principaux et en raison des multiples combinaisons possibles, sept stratégies d'insertion ont été définies. Pour étudier les facteurs explicatifs des choix des stratégies, nous pourrions mobiliser les modèles *logit* ou *probit multinomiaux*. D'un point de vue théorique, ces modèles sont ceux préconisés pour analyser les choix multiples mais d'un point de vue strictement appliqué, ces modèles n'amènent à des prédictions correctes que si la répartition des choix entre les différentes options possibles est assez équilibrée. Or, dans notre

cas, trois stratégies (S2, S4, S6) sont largement sous-utilisées (cf. section 2) et leurs choix risqueraient d'être artificiellement sous-évalués si un modèle à choix multiples était mis en œuvre<sup>2</sup>. Pour dépasser cette difficulté, nous proposons d'estimer les choix des stratégies d'insertion grâce à la modélisation de *probit multivarié*. Nous utilisons alors l'équivalence entre l'analyse conjointe des trois modes principaux (c'est-à-dire tenant compte de l'interdépendance des modes en raison des combinaisons) et celle de sept stratégies.

De manière formalisée, nous estimons un système de trois équations :

$$\begin{cases} INTERM_i = \beta_1' X_{1i} + \varepsilon_{1i} \\ RESEAU_i = \beta_2' X_{2i} + \varepsilon_{2i} \\ MARCHE_i = \beta_3' X_{3i} + \varepsilon_{3i} \end{cases}$$

où : - *INTERM* est une variable binaire égale à 1 quand le demandeur d'emploi recourt à l'ANPE pour sa recherche;

- *RESEAU* est égale à 1 si l'individu recherche par l'intermédiaire de son réseau de relations; sinon *RESEAU*=0;

- *MARCHE* reflète le choix (*MARCHE*=1) ou non choix des procédures marchandes comme mode d'insertion;

- les vecteurs  $X_j$  ( $j = 1, 2, 3$ ) contiennent les facteurs pouvant expliquer les choix de modes (attributs individuels, niveau de diplôme, situation professionnelle des parents)

- enfin, les  $\varepsilon_j$  sont les termes d'erreur qui sont distribués conjointement selon une loi normale, tels que :

$$\begin{pmatrix} \varepsilon_1 \\ \varepsilon_2 \\ \varepsilon_3 \end{pmatrix} \rightarrow N(0, \Sigma) \quad \text{avec } \Sigma = \begin{pmatrix} 1 & \rho_{12} & \rho_{13} \\ \rho_{12} & 1 & \rho_{23} \\ \rho_{13} & \rho_{23} & 1 \end{pmatrix}$$

---

<sup>2</sup> Cette crainte s'est révélée fondée puisque l'estimation des choix des stratégies d'insertion par un logit multinomial a été mise en œuvre et a conduit à un taux d'erreur de prédiction de 100% pour les trois stratégies S2, S4, S6 (le modèle ne prédisant jamais le choix de ces stratégies).



Les coefficients  $\rho_{jk}$  (avec  $j \neq k$ ) reflètent la corrélation pouvant exister entre les erreurs des trois équations de choix. Si les choix sont indépendants, ces coefficients sont nuls. Par contre, ils sont significativement différents de zéro si les choix sont dépendants les uns des autres.

Cette modélisation permet donc de tester à la fois si les choix des modes sont sélectifs et s'ils sont liés. Elle nécessite d'établir quelle fonction de vraisemblance est associée au modèle de probit trivarié. Sachant que la combinaison des trois modes d'insertion génère sept stratégies possibles et une option supplémentaire consistant à n'utiliser aucun des modes<sup>3</sup>, il est nécessaire de déterminer sept contributions à la vraisemblance. Ces contributions ainsi que la fonction de vraisemblance qui est maximisée selon la méthode GHK (Greene, 1997) sont données en annexe 2.

Les résultats de cette estimation sont consignés dans le tableau 3.

---

<sup>3</sup> Cette option n'est pas vraiment pertinente pour notre analyse puisque tous les individus ont dit utiliser au moins un mode. D'ailleurs, les estimations des probabilités de choix des stratégies rendent compte d'une probabilité prédite quasi-nulle pour cette stratégie.

Tableau 3 : Les déterminants du choix des stratégies d'insertion

Variables dépendantes	Variables explicatives	Coefficients	T de Student
<b>INTERM</b>	<b>HOM</b> : Etre de sexe masculin	0,245	1,937*
	<b>CEL</b> : Etre célibataire	-0,369	-1,950**
	<b>RESP</b> : Résider chez ses parents	0,008	2,001**
	<b>PFRANC</b> : Avoir des parents français	0,003	1,898*
	<b>PEMPL</b> : Avoir un père actif	-0,426	-2,176**
	<b>MEMPL</b> : Avoir une mère active	0,147	1,562 <sup>ns</sup>
	<b>CAP</b> : Etre titulaire d'un CAP	-0,036	-2,515***
	<b>BEP</b> : Etre titulaire d'un BEP	-0,043	-2,673***
	<b>BAC</b> : Etre titulaire d'un baccalauréat	-2,473	-3,719***
<b>RESEAU</b>	<b>HOM</b> : Etre de sexe masculin	0,210	1,875*
	<b>CEL</b> : Etre célibataire	0,009	1,901*
	<b>RESP</b> : Résider chez ses parents	0,035	1,983**
	<b>PFRANC</b> : Avoir des parents français	-0,001	-1,216 <sup>ns</sup>
	<b>PEMPL</b> : Avoir un père actif	1,762	1,987**
	<b>MEMPL</b> : Avoir une mère active	0,089	1,900*
	<b>CAP</b> : Etre titulaire d'un CAP	0,021	2,269**
	<b>BEP</b> : Etre titulaire d'un BEP	0,074	2,706***
	<b>BAC</b> : Etre titulaire d'un baccalauréat	0,936	5,428***
<b>MARCHE</b>	<b>HOM</b> : Etre de sexe masculin	-0,085	-1,934*
	<b>CEL</b> : Etre célibataire	-0,001	-1,986**
	<b>RESP</b> : Résider chez ses parents	-0,028	-1,892*
	<b>PFRANC</b> : Avoir des parents français	0,460	2,004**
	<b>PEMPL</b> : Avoir un père actif	0,047	1,929*
	<b>MEMPL</b> : Avoir une mère active	-0,002	1,310 <sup>ns</sup>
	<b>CAP</b> : Etre titulaire d'un CAP	0,013	2,561***
	<b>BEP</b> : Etre titulaire d'un BEP	0,061	2,648***
	<b>BAC</b> : Etre titulaire d'un baccalauréat	1,044	4,002***
	$\rho_{12}$	-0,232	-4,479 ***
	$\rho_{23}$	-0,536	-3,626 ***
	$\rho_{13}$	0,312	6,570***
Log de vraisemblance : -2938,47			
Nombre d'observations : 1583			
Taux de prédictions correctes : 90,4%			

Avec \*\*\* significatif à 1 %; \*\* significatif à 5 %; \* significatif à 10 %; ns non significatif

L'analyse des résultats économétriques consignés dans le tableau 3 amène à deux conclusions. Premièrement, l'influence significative de plusieurs caractéristiques individuelles sur le choix des modes d'insertion est confirmée. Ainsi, les hommes (HOM) semblent privilégier la recherche par les intermédiaires ou le réseau par rapport aux procédures marchandes. Etre célibataire (CEL), résider chez ses parents (RESP) ou avoir des parents actifs (PEMPL, MEMPL) augmentent la probabilité de mobiliser les réseaux de relations. Les individus possédant de telles caractéristiques n'ont pas de charges familiales importantes, peuvent bénéficier de l'aide financière de leur famille durant leur recherche et probablement mobiliser

les réseaux de leurs parents. Or, les réseaux familiaux sont plus riches et étendus lorsque les parents ont un emploi, par rapport à ceux étant au chômage ou en inactivité (Degenne et Forsé, 1994).

Au delà de ces attributs, les résultats économétriques rendent compte de l'impact primordial du niveau de diplôme, comme déjà souligné dans les analyses statistiques de Clark (1999) : plus le niveau de diplôme augmente et plus la probabilité d'utiliser les intermédiaires diminue. Les diplômés utilisent donc davantage le réseau et les procédures marchandes. Cependant, les titulaires d'un diplôme de niveau V (CAP et BEP) optent en priorité pour le réseau social alors que les titulaires d'un baccalauréat (niveau IV) choisissent davantage les procédures marchandes que le réseau. Ce résultat peut être interprété par le fait que le baccalauréat professionnel ou technique est un signal rapidement lisible des compétences et donc facilement mis en valeur par les candidatures spontanées et les petites annonces. Les procédures marchandes seraient alors plus efficaces que tout autre mode pour transmettre l'information pour ce niveau de diplôme.

La deuxième conclusion apportée par les résultats économétriques du tableau 3 est que les coefficients de corrélation des erreurs du probit trivarié sont significativement différents de zéro, ce qui indique une interdépendance des choix. Les choix des modes d'insertion ne dépendent pas uniquement des attributs propres à chaque mode mais aussi de l'existence d'autres options sur le marché.

Au final, le choix des modes et de leurs combinaisons relève bien d'une procédure sélective. L'endogénéité des stratégies de prospection doit donc être prise en compte dans l'évaluation de leur efficacité. Pour ce faire et en suivant Heckman et Robb (1985), les probabilités prédites par le modèle probit trivarié sont utilisées comme instruments à la place des variables

binaires de choix des sept stratégies d'insertion dans l'estimation des durées d'accès au premier emploi. Le calcul de ces probabilités prédites de choix intègre les paramètres estimés  $(\hat{\beta}_1, \hat{\beta}_2, \hat{\beta}_3)$  et  $(\hat{\rho}_{12}, \hat{\rho}_{13}, \hat{\rho}_{23})$  (cf. annexe 3 pour le détail des calculs).

## 2- Une évaluation économétrique de l'influence des stratégies d'insertion choisies sur la durée d'accès au premier emploi

### A- Méthodologie

Afin d'évaluer l'efficacité comparée des stratégies d'insertion, considérées comme endogènes, sur les durées d'accès à l'emploi, nous choisissons d'utiliser les modèles de durée à risques concurrents qui permettent de tenir compte de l'hétérogénéité des issues. Dans cet article, trois issues sont considérées : accéder à un contrat à durée indéterminée (CDI), sortir du chômage vers un contrat à durée déterminée (CDD) et accéder à un emploi aidé. Nous proposons dans ce paragraphe d'exposer succinctement les spécifications retenues pour estimer un tel modèle. Partons du cas simple où il n'existe qu'une issue au chômage : l'emploi. Dans ce cas, la probabilité de sortir du chômage à la date  $t$ , c'est-à-dire le taux de hasard, se définit de la manière suivante :

$$h(t / x_i) = \lim_{\Delta \rightarrow 0} \frac{\Pr(t \leq T \leq t + \Delta / T \geq t)}{\Delta} = \frac{f(t / x_i)}{1 - F(t / x_i)}$$

où  $f(.)$  est la fonction de densité de  $t$ ;  $1 - F(.)$  est la fonction de survie et  $x_i$  un vecteur de caractéristiques individuelles observables (contenant des attributs personnels et les stratégies d'insertion).

Une des spécifications les plus populaires consiste à décomposer le taux de hasard en deux parties : un hasard de base  $h_0(t)$  et un composant individuel  $\lambda(\beta' x_i)$ ,  $\beta$  étant un vecteur de paramètres reflétant l'effet des  $x_i$ . On a alors :

$$h(t / x_i) = h_0(t) \lambda(\beta' x_i)$$

Le hasard ainsi défini est qualifié de hasard proportionnel (Cox, 1972) et nécessite de spécifier  $h_0(t)$ . Une manière flexible de procéder est d'imposer que ce hasard de base est constant par morceaux (Lancaster, 1990) de telle sorte que :

$$h_0(t) = \begin{cases} \gamma_1 & \text{si } 0 \leq t \leq c_1 \\ \gamma_2 & \text{si } c_1 < t \leq c_2 \\ \vdots & \vdots \\ \gamma_k & \text{si } c_{k-1} < t < \infty \end{cases}$$

où les  $\gamma_k$  sont des paramètres à estimer et les  $c_k$  des points du temps ( $0 < c_1 < c_2 < \dots < c_{k-1} < \infty$ ). Ici, des intervalles de 4 mois sont choisis jusqu'à  $t=28$ , le dernier intervalle étant  $]28,46]^4$ . Au total, la durée est scindée en 8 intervalles.

En supposant que  $\gamma_k = \exp(\eta_k)$  et  $\lambda(\beta' x_i) = \exp(\beta' x_i)$ , le taux de sortie du chômage s'écrit :

$$h(t / x_i) = \exp(b_k \eta_k + \beta' x_i)$$

avec  $b_k = 1$  si  $t \in [c_k, c_{k+1}]$  et  $b_k = 0$  sinon.

Comme les caractéristiques individuelles sont constantes dans le temps, le hasard intégré s'écrit :

$$\Lambda(t / x_i) = \lambda(\beta' x_i) \left[ \sum_{l=0}^k a_l \gamma_l + (t - c_k) \gamma_{k+1} \right]$$

où  $a_l = c_l - c_{l-1}$ ;  $c_k < t \leq c_{k+1}$  et  $k = 0, 1, \dots, k-1$

La contribution à la vraisemblance de l'individu  $i$  est donc donnée par :

$$L_i^1 = h_i(t / x_i) \exp(-\Lambda(t : x_i)) \quad (1)$$

Supposons à présent que  $J$  issues au chômage peuvent être distinguées : le CDI, le CDD et les contrats aidés ( $J=3$ ). Dans ce cas, la probabilité de sortir du chômage est égale à la somme des trois différents taux de hasard et la durée de chômage observée est celle qui minimise les

---

<sup>4</sup> Ces intervalles ont été choisis de manière à avoir des populations à risque relativement homogène. Des définitions différentes ont été testées (intervalles de 2 mois) sans que cela n'affecte les résultats.

durées de sortie vers les trois différents états, telle que :  $t = \min(t_1, t_2, t_3)$ . La contribution à la vraisemblance d'un individu  $i$  devient alors :

$$L_i^2 = \prod_{j=1}^J \left\{ h_i^j(t / x_i)^{d_{ij}} \exp[-\Lambda(t / x_i)] \right\} \quad (2)$$

avec  $d_{ij}$  une variable dichotomique égale à 1 si l'individu  $i$  sort vers l'issue  $j$  ( $j=1,2,3$ ) et égale à 0 sinon.

Les risques de sortie vers les trois issues étant supposés indépendants, l'estimation des trois durées pourrait être réalisée séparément. Cette démarche pose cependant problème si les variables explicatives,  $x_i$ , ne capture pas toute l'hétérogénéité individuelle. Or, il est probable que tel ne soit pas le cas, ce qui conduirait à des estimations biaisées des taux de sortie du chômage. Pour tenir compte de l'hétérogénéité individuelle inobservable, nous spécifions le taux de hasard de la manière suivante :

$$h_i^j(v_j) = h_i^j(t / x_i) v_j$$

où  $v_j$  est une variable aléatoire définie sur  $\mathbb{R}^+$ , supposée indépendante des  $x_i$  et ayant pour fonction de répartition  $H(v_j)$ .

De cette manière, les taux de sortie du chômage sont indépendants les uns des autres mais seulement conditionnellement aux termes d'hétérogénéité inobservable,  $v_j$ , eux-mêmes conjointement distribués selon une loi  $H$ . Cette spécification permet donc de dépasser l'hypothèse stricte d'indépendance des taux de hasard et de considérer des risques concurrents dépendants (Lancaster, 1990).

La contribution à la vraisemblance de l'individu  $i$  au risque  $j$  est alors donnée par :

$$L_i^j = \int_{\mathbb{R}^+} \left( h_i^j(t / x_i) v_j \right)^{d_{ij}} \exp[-\Lambda_i^j(t / x_i) v_j] dH(v_j) \quad (3)$$

Reste à choisir la fonction de répartition des termes d'hétérogénéité inobservables,  $H(v_j)$ . La difficulté de ce choix a été de multiples fois abordée dans la littérature. Une spécification commune consiste à supposer que les  $v_j$  suivent une loi gamma. Mais Heckman et Singer (1984) mettent en garde contre le choix d'une forme paramétrique qui risque d'influencer sensiblement les résultats et préconisent l'emploi d'une loi de distribution plus flexible. En pratique,  $H(v_j)$  peut être définie de manière discrète en se basant sur la définition de points de support. Malheureusement, celle-ci peut s'avérer aussi arbitraire que le choix d'une loi gamma. Abbring et Van den Berg (2001) apportent un éclairage intéressant en justifiant *ex post* l'emploi de la fonction gamma. Ils démontrent en effet que, pour un très grand nombre de distributions  $H$ , la distribution d'hétérogénéité des individus encore à risque (n'étant pas encore sortis de l'état d'intérêt) converge rapidement vers une distribution gamma. En outre, cette propriété est renforcée lorsque une multiplicité de risques est prise en compte. Pour ces raisons, nous suivons Abbring et Van den Berg (2001) et adoptons une loi de distribution gamma pour les termes d'hétérogénéité inobservable de moyenne unitaire et de variance  $\sigma^2 = \alpha^{-1}$  telle que :

$$H(v_j) = \frac{\alpha}{\Gamma(\alpha)} e^{-\alpha v_j} (\alpha v_j)^{\alpha-1}, \quad \text{avec } \Gamma(\alpha) = \int_0^{\infty} x^{\alpha-1} e^{-x} dx$$

Nous maximisons ensuite la fonction de vraisemblance (3) de manière à obtenir l'effet des stratégies de prospection considérées comme endogènes sur les durées d'accès aux différents emploi.

### B- Résultats et commentaires

L'estimation du modèle de durée à risques concurrents donne les résultats consignés dans le tableau 4. D'après ces résultats, les facteurs explicatifs des durées d'accès au premier emploi sont fortement hétérogènes selon les types de contrats obtenus. Parmi les attributs individuels,

un effet sexe est mis en évidence puisque, toute chose égale par ailleurs, les hommes accèdent plus rapidement aux emplois à durée indéterminée. En outre, les individus résidant chez leur parents (RESP) ou célibataires (CEL) sortent plus vite du chômage vers un CDI. Ces personnes disposent en effet de davantage de ressources pour chercher un emploi de qualité, alors que celles devant assumer des charges financières plus élevées sont incitées à accepter des emplois plus rapidement, quelle que soit la qualité de dernier.

De manière attendue, les résultats microéconométriques confirment la forte influence du niveau d'éducation sur les transitions vers l'emploi. Ainsi, les personnes non diplômées ou titulaires d'un diplôme inférieur au CAP (BEPC...) connaissent des transitions plus longues vers les CDI et dans une moindre mesure vers les CDD. Par contre, elles accèdent plus rapidement que les diplômés vers les emplois aidés. Ce résultat n'est pas surprenant puisque ces individus faiblement diplômés sont le public cible des emplois aidés qui visent à favoriser leur insertion professionnelle.

Outre l'influence des attributs strictement personnels, nous notons l'impact significatif des conditions macroéconomiques sur les transitions vers l'emploi. Ainsi, un environnement économique dégradé caractérisé par un fort taux de chômage ralentit fortement l'accès aux CDI en favorisant plutôt l'accès aux contrats de plus courte durée (CDD ou emplois aidés). Ce résultat confirme le caractère fortement cyclique des embauches et surtout des contrats proposés.

Nous concluons aussi qu'il est indispensable de tenir compte de l'hétérogénéité inobservable, au moins pour les emplois stables et les emplois aidés (Variance gamma significativement différente de zéro pour les issues CDI et emplois aidés).



Tableau 4 : Estimation du modèle de durée à risques concurrents

Durée d'accès à un ...	CDI		CDD		Contrat aidé	
	coefficients	t de Student	coefficients	t de Student	coefficients	t de Student
<i>Constantes</i>						
$\gamma_1$	0,067	3,906***	0,001	2,907***	0,132	3,001***
$\gamma_2$	0,078	2,998***	0,009	2,863***	0,135	2,480**
$\gamma_3$	0,134	3,671***	0,006	3,008***	0,140	3,093***
$\gamma_4$	0,128	2,872***	0,015	3,765***	0,146	2,996***
$\gamma_5$	0,206	3,784***	0,098	3,023***	0,145	2,978***
$\gamma_6$	0,784	2,995***	0,102	2,980***	0,189	2,134**
$\gamma_7$	0,791	4,560***	0,118	2,869***	0,278	3,867***
$\gamma_8$	0,808	3,005***	0,116	3,009***	0,709	2,008**
<i>Probabilité de choix des stratégies d'insertion</i>						
P <sub>1</sub> : services publics de placement (ANPE)	ref.		ref.		ref.	
P <sub>2</sub> : réseau social	0,189	0,908 <sup>ns</sup>	-0,008	-1,574 <sup>ns</sup>	1,563	1,978**
P <sub>3</sub> : procédures marchandes	-0,956	-1,996**	-0,567	-1,905*	2,456	1,856*
P <sub>4</sub> : ANPE + réseau social	-0,006	-1,564 <sup>ns</sup>	-0,069	-1,569 <sup>ns</sup>	-0,097	-1,992**
P <sub>5</sub> : ANPE + procédures marchandes	-0,008	-2,008**	-0,073	-1,935*	-0,002	-2,799***
P <sub>6</sub> : réseau social + procédures marchandes	-3,456	-3,760***	-1,074	-2,709***	4,501	4,678***
P <sub>7</sub> : ANPE + réseau social + procédures marchandes	-1,070	-2,805***	-0,750	-2,07**	0,741	1,893*
<i>Caractéristiques individuelles</i>						
HOM : être de sexe masculin	-0,087	-1,905*	0,009	1,324 <sup>ns</sup>	0,022	1,062 <sup>ns</sup>
RESP : résider chez ses parents	-0,345	-1,987**	-0,563	-1,980**	0,257	2,318**
CEL : être célibataire	-0,025	-2,108**	0,004	2,065**	0,006	1,805*
<i>Niveau d'éducation</i>						
Diplôme inférieur au CAP	ref.					
CAP : être titulaire d'un CAP	-0,091	-2,453**	-0,067	-1,998**	0,986	2,987***
BEP : être titulaire d'un BEP	-0,987	-2,980***	-0,572	-2,276**	1,067	3,008***
BAC : être titulaire du baccalauréat	-1,564	-2,964***	-1,045	-2,938***	3,451	5,936***
Taux de chômage régional (à la sortie)	-1,006	-4,806***	0,016	1,997**	1,975	3,063***
Variance gamma	0,987	2,051**	0,893	1,402 <sup>ns</sup>	0,920	1,905*
Log de vraisemblance		-3412,987		-3831,091		-3451,007

Avec : \*\*\* : significatif à 1%, \*\* : significatif à 5%, \* : significatif à 1% et ns : non significatif

Mais, le résultat le plus intéressant concerne les impacts estimés des stratégies d'insertion sur les durées de chômage. Rappelons ici que l'utilisation de la méthode des variables instrumentales permet de corriger les biais de sélection dans le choix des stratégies, si bien que les effets estimés ici peuvent être considérés sans biais et donc refléter uniquement l'influence des stratégies sur les durées. Or, ces impacts sont fortement hétérogènes selon les emplois obtenus. Ainsi, pour accéder aux emplois à durée indéterminée mais aussi à durée déterminée, toute stratégie d'insertion est plus efficace (hormis les stratégies 2 et 4 non significatives) que la stratégie consistant à n'utiliser que les services publics de placement (P1, prise comme référence). La stratégie la plus efficace est celle combinant le réseau social et les procédures marchandes (P6). Ce résultat pourrait s'expliquer par la complémentarité des modes de prospection qui sont associés et qui permettent de mener à la fois une recherche intensive et extensive et donc d'accumuler plus d'informations sur les postes à pourvoir. Il faut cependant noter que si la combinaison de certains modes semble générer des externalités positives, d'autres s'avèrent être relativement moins efficace. Par exemple, la stratégie consistant à utiliser tous les modes disponibles (P7), qui nécessite *a priori* plus d'efforts que l'association du réseau et des procédures marchandes, est moins efficace. Plus que le nombre de modes mobilisés, il semble donc que ce soit plutôt le type de modes qui soit discriminant en termes de durée de chômage.

Pour ces transitions vers les emplois "traditionnels", nous concluons donc comme Osberg (1993) ou Adnett (1989) que les services publics de placement ne sont pas efficaces. Cependant, cet intermédiaire, utilisé seul ou associé à un autre mode (P4 et P5), s'avère être la stratégie la plus efficace pour accéder aux emplois aidés. La dualité du marché du travail semble donc se retrouver aussi dans les stratégies d'insertion. Cette plus forte efficience de l'ANPE pour l'accès aux emplois aidés peut s'expliquer par la position particulière qu'occupe cet intermédiaire sur le marché du travail. En effet, sa mission de service public l'impose

souvent comme un intermédiaire indispensable pour accéder aux emplois aidés. D'une part, l'information sur les contrats aidés est souvent exclusivement disponible auprès des agences publiques de placement. D'autre part, ces dernières servent de relais administratif pour certaines demandes d'accès aux emplois aidés. De part leur position, les services publics pour l'emploi se trouvent alors quasi-spécialisés dans l'accès aux emplois aidés, expliquant alors leur plus forte efficience dans ce type d'insertion. Il est cependant nécessaire de noter que l'utilisation de l'ANPE combinée avec le réseau social (P4) ou les procédures marchandes (P5) permettent d'accéder plus rapidement aux emplois aidés que le recours unique aux services publics de placement. Cet effet peut être imputé à un effort de prospection plus important lors de l'utilisation de deux modes par rapport à la mobilisation d'un seul mode, permettant ainsi de diversifier les sources d'information.

### **Conclusion :**

L'analyse de l'efficience comparée des stratégies de prospection d'emploi proposée dans cet article rend compte d'effets discriminants des modes d'insertion mobilisés par les demandeurs d'emploi sur la durée de chômage et de leurs combinaisons. La méthode d'estimation en deux étapes adoptée ici permet de traiter la sélectivité dans la procédure de choix des stratégies de recherche avant d'évaluer leurs impacts sur la durée d'accès au premier emploi.

Ainsi, dans un premier temps, une modélisation de probit trivarié a permis de tester l'hypothèse d'exogénéité de la règle de sélection des stratégies de prospection. Cette hypothèse est rejetée et l'influence significative des attributs personnels, notamment du niveau de diplôme, sur le choix de l'intensité et des modes de prospection est mise en évidence.

Dans un deuxième temps, l'estimation de modèles de durée à risques concurrents, tenant compte du caractère endogène du choix des stratégies d'insertion (méthode des variables

instrumentales), de la présence d'hétérogénéité inobservable et de la pluralité des issues au chômage, conclut à l'influence certes discriminante des stratégies de recherche sur les durées d'accès au premier emploi mais surtout hétérogène selon le type d'emploi obtenus. Ainsi, la combinaison d'une recherche plus intensive par le réseau social et celle plus extensive par les procédures marchandes permet d'accéder le plus rapidement aux CDI. Par contre, l'utilisation des services de placement n'est une stratégie d'insertion efficace uniquement pour l'accès aux emplois aidés, ceci semblant refléter la spécialisation des intermédiaires publics pour l'emploi dans ce type d'insertion.

### **Références bibliographiques :**

Abbring J. , G. Van den Berg, 2001, "The Unobserved Heterogeneity Distribution in Duration Analysis", 56<sup>th</sup> *ESEM Congress*, Lausanne.

N.J. Adnett, 1987, "State Employment Agencies and Labour Market Efficiency", *Journal of Development Economics*, Vol.12, pp.327-340.

Ahn N., A. Ugidos-Olazabal, 1995, "Duration of Unemployment in Spain : Relative Effects of Unemployment Benefit and Family Characteristics", *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, Vol.57, n°2, pp.249-264.

B. Baudry, 1994, "Segmentation du Marché du Travail et Segmentation du Marché de la Sous - Traitance : Une Etude de la Firme Réseau.", *Revue d'Economie Politique*, n°104, pp.75-95.

C. Belzil, 1996, "Relative Efficiencies and Comperative Advantages in Job Search", *Journal of Labor Economics*, Vol.14, n°1, pp.154-173.

Benhabib J. , C. Bull, 1983, "Job Search : The Choice of Intensity", *Journal of Political Economy*, Vol.91, n°5, pp.747-764.

J. Bishop, 1993, "Improving Jobmatches in the US Labor Market", *Brookings Papers Microeconomy*, pp.335-400.

Bonnal L., Fougère D., A. Sérandon, 1997, "Evaluating the Impact of French Policies on Individual Labour Market Histories", *Review of Economics Studies*, n°64, pp.683-713.

Bull C., Ornati O., P. Tedeschi, 1987, "Search, Hiring and Labour Market Intermediaries", *Journal of Labour Economics*, Vol.5, n°4, pp.1-17.

Christofides L.N., C. J. McKenna, 1996, "Unemployment Insurance and Job Duration in Canada", *Journal of Labor Economics*, Vol.14, n°2, pp.286-312.

A. E. Clark, 1999, "Les Méthodes de Recherche d'Emploi des Chômeurs dans les Pays de l'OCDE", *rapport OCDE*, 40 p.

D.R. Cox, 1972, "Regression Models and Life-tables", *Journal of the Royal Statistical Society*, Vol.B, n°34, pp.187-220.

Devine T., N. Kiefer, 1993, "The Empirical Status of Job Search Theory", *Labour Economics*, n°1, pp.3-24.

Devine T., N. Kiefer, 1991, *Empirical Labor Economics : The Search Approach*, Oxford University Press, New-York, 343 p.

Fougère D., Pradel J., M. Roger, 1996, "Intensité de Recherche d'Emploi et Taux de Sortie de Chômage : Une Analyse Econométrique sur Données Individuelles", *Communication aux 13<sup>èmes</sup> Journées de Microéconomie Appliquée*, Liège.

Giret J.F., Karaa A., J.M. Plassard, 1996, "Modes d'Accès à l'Emploi des Jeunes et Salaires", *Formation Emploi*, n°54, pp.15-34.

M.S. Granovetter, 1973, "The Strength of Weak Ties", *American Journal of Sociology*, Vol.81, pp.1287-1380.

W. Greene, 1997, *Econometric Analysis*, 3<sup>rd</sup> Edition, Prentice Hall.

Heckman J.J., R.J. Robb, 1985, "Alternative Methods for Evaluating the Impact of Interventions : An Overview", *Journal of Econometrics*, Vol.30, n°1-2, pp. 239-267.

Heckman J.J., B. Singer, 1984, "A Method for Minimizing the Impact of Distributional Assumptions in Econometric Models for Duration Data", *Econometrica*, Vol.52, n°2, pp.271-320.

H. J. Holzer, 1987, "Informal Job Search and Black Youth Unemployment", *American Economic Review*, Vol.77, n°3, pp.446-452.

S. R. Jones, 1989, "Job Search Methods, Intensity and Effects", *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, Vol.51, n°3, pp.277-296.

Kahn L. M., S. A. Low, 1990, "The Demand of Labor Market Information", *Southern Economic Journal*, Vol. 56, n°4, pp.1044-1058.

Lagarenne C., E. Marchal, 1995, "Recrutements et Recherche d'Emploi", *Lettre du Centre d'Etudes de l'Emploi*, juin.

T. Lancaster, 1990, *The Econometric Analysis of Transition Data*, Econometric Society Monographs, Cambridge University Press, 352 p.

J. Y. Lesueur, 1996, "L'Intermédiation de l'ANPE dans la Procédure de Recrutement : Une Analyse Néo-Institutionnelle", *Revue d'Economie Politique*, Vol.107, n°4, pp.511-526.

Lindeboom M., J. Van Ours, 1997, "An Empirical Analysis of Effectiveness of Search Channels for Employed and Unemployed Workers", *Jobs, Wages and Poverty*, Ed. P. Gregg, Centre for Economic Performance, L.S.E, London.

L. Lizé, 2000, "Politiques de Recrutement des Entreprises et Aides à l'Emploi : Quel Rôle pour l'ANPE ?", *Travail et Emploi*, n°83, pp.97-114.

C. Marry, 1992, "Les Jeunes et l'Emploi : Force et Faiblesse des Liens Forts", *Cheminements Professionnels et Mobilités Sociales*, sous la direction de L. Coutrot et C. Dubar, La Documentation Française, pp.299-324.

D. T. Mortensen, 1986, "Job Search and Labor Market Analysis", *Handbook of Labor Economics*, Vol.2, Chap.15, Ashenfelter O. And Layard R. Ed.

Mortensen D. T, C.A. Pissarides, 1999, "New Developments in Models of Search in the Labor Market", *Handbook of Labor Economics*, Vol.3, Chap.39, Ashenfelter O. And Layard R. Ed, pp. 2567-2627

L. Osberg, 1993, "Fishing in Different Pools : Job Search Strategies and Job Finding Success in Canada in the Early 1980s", *Journal of Labor Economics*, Vol.11, n°2, pp.348-386.

A. Rees, 1966, "Labor Economics : Effects of more Knowledge, Information Networks in Labor Markets", *American Economic Review*, Vol.56,n°2, pp.559-566.

**Annexe 1 : Descriptif des variables utilisées**

	Moyenne ou fréquence
<u>Attributs personnels</u>	
<b>HOM</b> : Etre de sexe masculin	0,51
<b>PFRANC</b> : Avoir des parents français	0,87
<b>CEL</b> : Etre célibataire	0,80
<b>RESP</b> : Habiter chez ses parents	0,85
<b>PEMPL</b> : Avoir un père actif	0,72
<b>MEMPL</b> : Avoir une mère active	0,69
<u>Niveau de diplôme</u>	
<b>CAP</b> : Avoir au maximum un CAP	0,42
<b>BEP</b> : Avoir au maximum un BEP	0,26
<b>BAC</b> : Avoir un baccalauréat	0,16
<u>Stratégies de prospection mobilisées</u>	
<b>S<sub>1</sub></b> : Utiliser les intermédiaires institutionnels uniquement	16,9
<b>S<sub>2</sub></b> : Utiliser le réseau social	3,9
<b>S<sub>3</sub></b> : Utiliser les procédures marchandes	11,3
<b>S<sub>4</sub></b> : Combiner les intermédiaires et le réseau	3,5
<b>S<sub>5</sub></b> : Associer les intermédiaires et les procédures marchandes	32,9
<b>S<sub>6</sub></b> : Combiner les procédures marchandes et le réseau social	5,7
<b>S<sub>7</sub></b> : Combiner les trois modes de recherche	25,8
Taux de chômage régional**	13,1
<u>Durée de chômage</u>	
<b>DUREE</b> : durée d'accès au premier emploi	12,8
<u>Type d'emploi obtenu</u>	
<b>CDI</b> : accéder à un CDI	0,31
<b>CDD</b> : accéder à un CDD	0,42
<b>AIDE</b> : accéder à un emploi aidé	0,25

\*\* source : INSEE (ce taux est mesurée à la date de sortie du chômage de l'individu)

**Annexe 2 : Probit trivarié : contributions à la vraisemblance et fonction de vraisemblance**

On note : I : le recours aux intermédiaires

R : le recours au réseau social

M : l'utilisation des procédures marchandes

Les contributions à la vraisemblance des différentes stratégies sont les suivantes :

$$P_{111} = P(I = 1, R = 1, M = 1) = \int_{-\beta_1'X_1}^{+\infty} \int_{-\beta_2'X_2}^{+\infty} \int_{-\beta_3'X_3}^{+\infty} \phi_3(\varepsilon_1, \varepsilon_2, \varepsilon_3) d\varepsilon_1 d\varepsilon_2 d\varepsilon_3$$

$$P_{110} = P(I = 1, R = 1, M = 0) = \int_{-\beta_1'X_1}^{+\infty} \int_{-\beta_2'X_2}^{+\infty} \int_{-\infty}^{-\beta_3'X_3} \phi_3(\varepsilon_1, \varepsilon_2, \varepsilon_3) d\varepsilon_1 d\varepsilon_2 d\varepsilon_3$$

$$P_{101} = P(I = 1, R = 0, M = 1) = \int_{-\beta_1'X_1}^{+\infty} \int_{-\infty}^{-\beta_2'X_2} \int_{-\beta_3'X_3}^{+\infty} \phi_3(\varepsilon_1, \varepsilon_2, \varepsilon_3) d\varepsilon_1 d\varepsilon_2 d\varepsilon_3$$

$$P_{011} = P(I = 0, R = 1, M = 1) = \int_{-\infty}^{-\beta_1'X_1} \int_{-\beta_2'X_2}^{+\infty} \int_{-\beta_3'X_3}^{+\infty} \phi_3(\varepsilon_1, \varepsilon_2, \varepsilon_3) d\varepsilon_1 d\varepsilon_2 d\varepsilon_3$$

$$P_{100} = P(I = 1, R = 0, M = 0) = \int_{-\beta_1'X_1}^{+\infty} \int_{-\infty}^{-\beta_2'X_2} \int_{-\infty}^{-\beta_3'X_3} \phi_3(\varepsilon_1, \varepsilon_2, \varepsilon_3) d\varepsilon_1 d\varepsilon_2 d\varepsilon_3$$

$$P_{010} = P(I = 0, R = 1, M = 0) = \int_{-\infty}^{-\beta_1'X_1} \int_{-\beta_2'X_2}^{+\infty} \int_{-\infty}^{-\beta_3'X_3} \phi_3(\varepsilon_1, \varepsilon_2, \varepsilon_3) d\varepsilon_1 d\varepsilon_2 d\varepsilon_3$$

$$P_{001} = P(I = 0, R = 0, M = 1) = \int_{-\infty}^{-\beta_1'X_1} \int_{-\infty}^{-\beta_2'X_2} \int_{-\beta_3'X_3}^{+\infty} \phi_3(\varepsilon_1, \varepsilon_2, \varepsilon_3) d\varepsilon_1 d\varepsilon_2 d\varepsilon_3$$

$$P_{000} = P(I = 0, R = 0, M = 0) = \int_{-\infty}^{-\beta_1'X_1} \int_{-\infty}^{-\beta_2'X_2} \int_{-\infty}^{-\beta_3'X_3} \phi_3(\varepsilon_1, \varepsilon_2, \varepsilon_3) d\varepsilon_1 d\varepsilon_2 d\varepsilon_3$$

$$\text{avec : } \phi_3 = (2\pi)^{-\frac{1}{2}} |\Sigma|^{-1} \exp \left[ -\frac{1}{2} (\varepsilon_1 \quad \varepsilon_2 \quad \varepsilon_3)' (\Sigma^{-1}) \begin{pmatrix} \varepsilon_1 \\ \varepsilon_2 \\ \varepsilon_3 \end{pmatrix} \right]$$



La fonction de vraisemblance, exprimée en logarithme, s'écrit alors comme étant :

$$\begin{aligned} \log L = & (I_i R_i M_i) \log(P_{111(i)}) + (I_i (1 - R_i) M_i) \log(P_{101(i)}) + (I_i R_i (1 - M_i)) \log(P_{110(i)}) + \\ & ((1 - I_i) M_i R_i) \log(P_{011(i)}) + (I_i (1 - R_i) (1 - M_i)) \log(P_{100(i)}) + ((1 - I_i) R_i (1 - M_i)) \log(P_{010(i)}) + \\ & ((1 - I_i) (1 - R_i) M_i) \log(P_{001(i)}) + ((1 - I_i) (1 - R_i) (1 - M_i)) \log(P_{000(i)}) \end{aligned}$$

où :

$I_i$  est la notation simplifiée de  $I_i = 1$  et  $1 - I_i \Leftrightarrow I_i = 0$

$R_i$  est la notation simplifiée de  $R_i = 1$  et  $1 - R_i \Leftrightarrow R_i = 0$

$M_i$  est la notation simplifiée de  $M_i = 1$  et  $1 - M_i \Leftrightarrow M_i = 0$

*Annexe 3 : Probit trivarié : Calcul des probabilités prédites*

Les probabilités de choix des sept stratégies s'écrivent de la manière suivante :

$$P(S_7) = \Phi_3 \left[ \hat{\beta}_1' X_1, \hat{\beta}_2' X_2, \hat{\beta}_3' X_3, \hat{\rho}_{12}, \hat{\rho}_{13}, \hat{\rho}_{23} \right]$$

$$P(S_6) = \Phi_2 \left[ \hat{\beta}_2' X_2, \hat{\beta}_3' X_3, \hat{\rho}_{23} \right] - P(S_7)$$

$$P(S_5) = \Phi_2 \left[ \hat{\beta}_1' X_1, \hat{\beta}_3' X_3, \hat{\rho}_{13} \right] - P(S_7)$$

$$P(S_4) = \Phi_2 \left[ \hat{\beta}_1' X_1, \hat{\beta}_2' X_2, \hat{\rho}_{12} \right] - P(S_7)$$

$$P(S_3) = \Phi \left[ \hat{\beta}_3' X_3 \right] - P(S_7)$$

$$P(S_2) = \Phi \left[ \hat{\beta}_2' X_2 \right] - P(S_7)$$

$$P(S_1) = \Phi \left[ \hat{\beta}_1' X_1 \right] - P(S_7)$$

où :  $\Phi_3$ ,  $\Phi_2$  et  $\Phi$  sont les fonction de répartition d'une loi normale trivariée, bivariée et univariée, respectivement.

Rappel : S1- Utiliser les intermédiaires institutionnels uniquement; S2- Utiliser le réseau social; S3- Utiliser les procédures marchandes; S4- Combiner les intermédiaires et le réseau; S5- Associer les intermédiaires et les procédures marchandes; S6-Combiner les procédures marchandes et le réseau social; S7- Combiner les trois modes de recherche